

Le rôle des variations de taux de marge dans les fluctuations macroéconomiques conjoncturelles

Cyclical Markups and the Business Cycle

Franck Portier

Volume 71, numéro 2, juin 1995

Symposium sur les modèles du cycle économique

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602175ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602175ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Portier, F. (1995). Le rôle des variations de taux de marge dans les fluctuations macroéconomiques conjoncturelles. *L'Actualité économique*, 71(2), 218–249.
<https://doi.org/10.7202/602175ar>

Résumé de l'article

Cet article passe en revue les développements récents de la théorie macroéconomique des fluctuations conjoncturelles qui intègrent explicitement une imperfection de la concurrence et des variations de taux de marge du prix sur le coût marginal dans le cycle. Nous présentons les questions empiriques posées, les précautions de modélisation qu'implique le choix de la concurrence imparfaite (prise en compte des consommations intermédiaires, rendements croissants, résidu de Solow), les différentes théories rendant compte de variations cycliques des taux de marge ainsi que les procédures de validation de ces théories.

LE RÔLE DES VARIATIONS DE TAUX DE MARGE DANS LES FLUCTUATIONS MACROÉCONOMIQUES CONJONCTURELLES*

Franck PORTIER
Université de Rouen
CEPREMAP
MAD PARIS I

RÉSUMÉ — Cet article passe en revue les développements récents de la théorie macroéconomique des fluctuations conjoncturelles qui intègrent explicitement une imperfection de la concurrence et des variations de taux de marge du prix sur le coût marginal dans le cycle. Nous présentons les questions empiriques posées, les précautions de modélisation qu'implique le choix de la concurrence imparfaite (prise en compte des consommations intermédiaires, rendements croissants, résidu de Solow), les différentes théories rendant compte de variations cycliques des taux de marge ainsi que les procédures de validation de ces théories.

ABSTRACT — *Cyclical Markups and the Business Cycle*. This paper is concerned with the recent developments of macroeconomic intertemporal general equilibrium models with imperfect competition and variable markups at the business cycle frequency. We first present some empirical puzzles that can be explained by models with cyclical markups, and how these models raise some new questions about the introduction of materials, the returns to scale and the measure of the Solow residual. We then present the different models that can account for cyclical markups, and give some piece of evidence of their empirical relevance in the business cycle.

INTRODUCTION

Les variations des taux de marge à l'horizon du cycle économique représentent-elles un mécanisme important dans la compréhension des effets de la demande agrégée sur l'activité économique ? L'objet de cet article est de montrer, en passant en revue les résultats théoriques et empiriques sur le sujet, que l'on doit répondre par l'affirmative à cette question.

Depuis les travaux fondateurs de Kydland et Prescott [1982], s'inscrivant dans une méthodologie exposée précisément par Lucas [1987], l'utilisation de

* Je remercie les participants au groupe de travail *SPES* CEPREMAP-Universidad Carlos III de Madrid-Université Catholique de Louvain, au séminaire du MAD, ainsi que J.F. Fagnart pour leurs commentaires avisés.

petits modèles d'équilibre général dynamiques s'est développée en macro-économie. L'idée est de construire une économie artificielle fortement spécifiée, d'en générer un cycle économique simulé et de le comparer aux fluctuations cycliques observées des économies occidentales. Une première génération de modèles s'est construite sous des hypothèses de concurrence parfaite et d'unicité de l'impulsion technologique dans le cycle, d'où le terme de « théorie des cycles réels ». Au-delà de cette vision extrême du fonctionnement de l'économie, c'est la méthodologie de ces premiers travaux qui est restée, à savoir l'utilisation de modèles intertemporels, stochastiques, à anticipations rationnelles et la comparaison des cycles simulés avec les cycles observés.

Nous nous proposons de montrer dans cet article que cette méthodologie permet de rendre compte de la présence d'imperfection de la concurrence et de fluctuations des taux de marges à la fréquence du cycle conjoncturel, et par là de mieux rendre compte des effets de la demande agrégée sur l'activité économique. La section 1 montrera que les variations de taux de marges permettent d'expliquer la pro-cyclicité des salaires réels à la suite d'un choc de demande. La section 2 montrera quelles précautions de modélisation sont rendues nécessaires par l'introduction de la concurrence imparfaite, tant en matière de rendements d'échelle, de définition de la fonction de production de valeur ajoutée que de mesure du résidu de Solow. La section 3 présentera alors les différentes théories permettant la modélisation de fluctuation des taux de marge. La section 4 présentera les mesures des taux de marge et les tests empiriques qui valident une approche en termes de taux de marge variables. Enfin, la dernière section conclura sur la fécondité de ce programme de recherche et présentera quelques pistes possibles.

La présentation proposée reprend largement les travaux de Rotemberg et Woodford¹. Nous nous inscrivons dans une problématique macroéconomique reposant sur la construction de petits modèles spécifiés d'équilibre général. Notre intérêt portant essentiellement sur le côté *offre* du marché des biens, le côté *demande* émanera d'un ménage représentatif vivant une infinité de périodes, arbitrant entre travail et loisir, possédant les entreprises et recevant rémunération du capital et profit, et dont l'utilité sera *CES* entre les différents biens de consommation².

1. POURQUOI MODÉLISER LES VARIATIONS DES TAUX DE MARGE?

Les études empiriques, et en particulier les modèles *VAR*³ montrent qu'un choc de demande positif (par exemple une augmentation des dépenses publiques)

1. Voir Rotemberg et Woodford [1992]c, Rotemberg et Woodford [1991], Rotemberg et Woodford [1992]a.

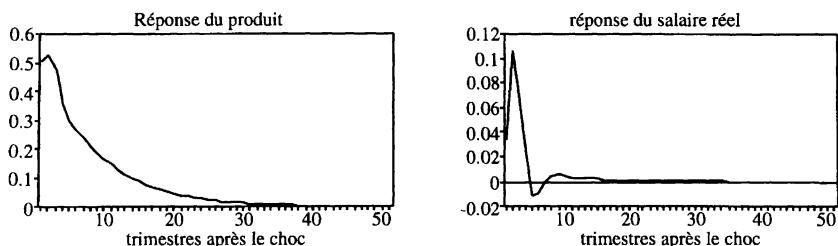
2. Voir Hairault et Portier [1993]b et Hairault et Portier [1993]a pour une présentation plus détaillée.

3. Voir par exemple Bec et Hairault [1991], Bruno et Portier [1993] et Portier [1993], chapitre I. Dans Portier [1993], un système (produit, salaire nominal, prix) est estimé sur données françaises 1970-1989 et le choc de demande est identifié en suivant Blanchard et Quah [1989] c.-à-d. comme n'ayant pas d'effet à long terme sur les variables réelles Y et $\frac{w}{p}$.

exerce un effet expansionniste de court terme sur l'activité. Les heures travaillées et le salaire réel répondent également positivement à une telle relance.

GRAPHIQUE 1

RÉPONSE DU PRODUIT ET DU SALAIRE RÉEL À UN CHOC DE DEMANDE



SOURCE : Portier (1993), p. 130-131.

Ces effets stylisés caractéristiques d'une explication d'inspiration keynésienne des fluctuations conjoncturelles s'accordent mal avec les prédictions d'un modèle de concurrence parfaite. En effet, si les modèles de cycles réels rendent compte d'un effet expansionniste des dépenses publiques, il s'agit là d'un pur effet d'offre : les dépenses publiques doivent être financées par impôt, ce qui réduit la richesse des ménages et les incite à offrir plus de travail. L'équilibre se déplace donc le long de la courbe de demande de travail, et la corrélation heures travaillées-salaire réel est négative, ce qui apparaît contre-factuel.

Ce débat sur le caractère pro-cyclique du salaire réel trouve ses origines dans la controverse entre Dunlop, Tarshis et Keynes dans l'*Economic Journal* en 1938-39. Dunlop [1938] propose en effet une étude statistique qui montre, sur données britanniques, une corrélation positive entre salaires réels et salaires nominaux, et au-delà entre salaires réels et activité. Ces résultats, corroborés sur données américaines par Tarshis [1939], infirment l'hypothèse admise par Keynes [1936] dans la *Théorie Générale*, hypothèse qui lie rigidité des salaires nominaux et contra-cyclicité des salaires réels. Keynes [1939] confirme la pro-cyclicité des salaires réels⁴ (tableau 1).

4. Ces séries sont corrigées de leur tendance.

TABLEAU 1

ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ET SALAIRES RÉELS – ROYAUME-UNI 1880-1914

période	activité	salaires réels
1880-1884	expansion	baisse
1884-1886	dépression	hausse
1886-1890	expansion	hausse
1890-1896	dépression	baisse
1896-1899	expansion	hausse
1899-1905	dépression	baisse
1905-1907	expansion	hausse
1907-1910	dépression	baisse
1920-1914	expansion	hausse

SOURCE: Keynes (1939), p. 38.

Ces observations empiriques conduisent Keynes à remettre en cause son raisonnement de la *Théorie Générale*:

« Le fait prétendument observé selon lequel les salaires réels évoluent en sens inverse du produit à court terme découle des considérations plus générales que l'industrie est soumise à des coûts marginaux croissants à court terme, que pour un système fermé le coût marginal de court terme est essentiellement le salaire marginal, et qu'en univers concurrentiel, les prix sont déterminés par les coûts marginaux. [...] Je dois maintenant reconnaître que cette conclusion est trop simple, et ne rend pas compte de la complexité du phénomène. » (Keynes, 1939 : 40)

Pour expliquer pourquoi le raisonnement précédent ne s'applique pas, Keynes propose un réexamen de la liaison entre prix et coût marginal. Il est clair à la lecture de la citation suivante que c'est bien la contra-cyclicité des taux de marge, dans un cadre de concurrence imparfaite, qui permet à Keynes de résoudre son problème :

« Il reste à déterminer si l'erreur [dans le raisonnement précédent] n'est pas liée à l'assimilation entre prix et coût marginal, ou plus exactement à l'hypothèse que pour le produit dans son ensemble, prix et coût marginal soient proportionnels, indépendamment du niveau du produit. Car il est en effet possible que le jeu de la concurrence imparfaite [...] soit tel que lorsque le produit augmente et que les salaires nominaux s'élèvent, les prix augmentent moins que proportionnellement. » (Keynes, 1939 : 46)

Il semble donc clair pour Keynes que seule une formalisation en concurrence imparfaite peut permettre d'expliquer la pro-cyclicité du salaire réel à la suite d'un choc de demande. On trouve sous la plume de Rotemberg et Woodford [1992]c une formalisation qui fait écho au raisonnement littéraire de Keynes. Dans une économie concurrentielle et en notant $F(K, H, E^f)$ la fonction de production commune à toutes les entreprises, le salaire réel est donné par la productivité marginale du travail :

$$\frac{\partial F(K, H, E^f)}{\partial H} = \frac{w}{p} \quad (1)$$

où E^f représente l'environnement exogène de la firme ayant une influence sur sa technologie. Pour un stock de capital donné, la demande de travail est ainsi décroissante dans le plan $(H, \frac{w}{p})$. L'offre de travail des ménages est donnée par

$$H = H\left(\frac{w}{p}, \lambda\right) \quad (2)$$

où λ est l'utilité marginale de la richesse du ménage représentatif⁵.

Une augmentation de la demande n'a pas d'effet sur le stock de capital et sur la technologie de la firme, et ne modifie donc pas sa demande de travail à salaire réel constant. Le choc de demande n'a un effet sur l'activité et les heures travaillées que s'il modifie l'offre de travail du ménage *via* un effet richesse (augmentation des impôts) ou un effet de substitution intertemporelle (augmentation du taux d'intérêt) c.-à-d. en modifiant l'utilité marginale de la richesse λ . Dans tous les cas de figure, l'augmentation de l'offre de travail à demande constante entraînera une réduction du salaire réel et une augmentation de l'activité.

Le choix de la concurrence imparfaite à taux de marge constant ne permet pas plus de réconcilier le modèle avec les faits, dans la mesure où un tel modèle demeure essentiellement classique dans ses propriétés cycliques⁶. Ce choix est pourtant le plus usuel, lorsque la modélisation CES de type Dixit et Stiglitz [1977] est choisie⁷. Dans un tel modèle de concurrence imparfaite, le producteur facture un prix supérieur au coût marginal d'un taux de marge μ , et la demande de travail est donnée par l'équation :

$$\frac{\partial F(K, H, E^f)}{\partial H} = (1 + \mu) \frac{w}{p} \quad (3)$$

Ici également, une augmentation des heures travaillées à court terme ne peut résulter que d'une augmentation de l'offre de travail des ménages. En revanche, l'équation 3 montre qu'il est possible qu'une hausse de la demande nominale se traduise par une augmentation de la demande de travail à offre de travail inchangée, pour peu que le taux de marge se réduise. Dans cette éventualité, le salaire réel augmentera avec le produit.

Cette importance des variations des taux de marge est également illustrée par De La Croix dans une perspective de moyen terme. De La Croix [1992 : chapitre 10] construit un modèle de concurrence monopolistique avec rationnements quantitatifs et micro-marchés. Ce modèle reprend le modèle de

5. Cette variable λ est bien sûr endogène en équilibre général.

6. Ce résultat est montré dans un cadre général par Benassy [1987].

7. Voir par exemple Kiyotaki [1985], Blanchard et Kiyotaki [1987], Startz [1989] et Laffargue, Malgrange et Pujol [1990].

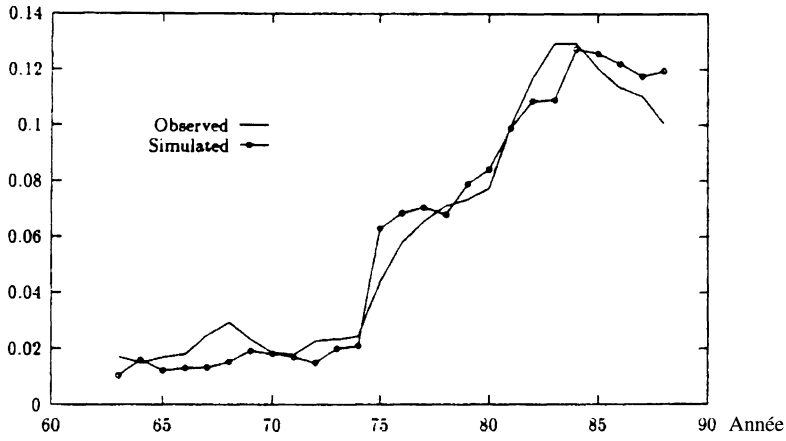
Sneessens [1987] et y adjoint un mécanisme de formation des salaires (négociations au niveau de la firme) et une dynamique explicite en horizon infini.

GRAPHIQUE 2

ÉVOLUTION DU CHÔMAGE BELGE À TAUX DE MARGE VARIABLE OU CONSTANT

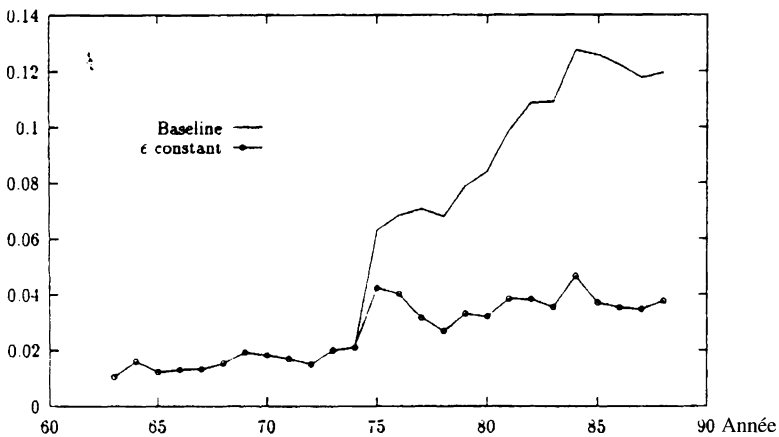
Taux de
chômage

Figure 7 : Baseline Simulation : Unemployment



Taux de
chômage

Figure 13 : Simulations : Unemployment



SOURCE: De La Croix (1992).

Le modèle prédit correctement l'évolution du chômage belge lorsque l'on autorise des variations *ad hoc* de trois variables exogènes : le paramètre d'imperfection de la mobilité du travail entre bassins d'emploi (paramètre de *mismatch*), le taux d'intérêt et l'élasticité de la demande ε (ou de manière équivalente le taux de marge, qui est une fonction inverse de ε). Lorsque l'on contraint l'élasticité de la demande à rester constante, le modèle ne permet plus de rendre compte de la croissance du chômage depuis 1975 (graphique 2), alors que les prédictions sont peu modifiées par l'hypothèse de constance du taux d'intérêt ou du paramètre de *mismatch*; il est nécessaire de faire l'hypothèse d'une baisse de ε pour rendre compte de l'évolution du chômage.

De La Croix explique cette baisse de l'élasticité de la demande par une augmentation de la part des importations dans le produit belge. Une explication alternative consiste à considérer une variation du taux de marge pour rendre compte de cette évolution (il s'agit en l'occurrence d'une augmentation du taux de marge). Il s'agirait alors d'expliquer les liens positifs entre intensité de la concurrence et niveau de l'activité économique, liens déjà mis en évidence par Pigou [1927] et Kalecki [1938].

Il apparaît ainsi que la prise en compte du caractère cyclique des taux de marge peut permettre une meilleure appréhension des fluctuations macroéconomiques.

2. L'IMPORTANCE DE LA PRISE EN COMPTE DE LA PRÉSENCE DES TAUX DE MARGE DANS LA MODÉLISATION MACROÉCONOMIQUE

L'intégration de la concurrence imparfaite et de la cyclicité des taux de marge impliquent une reconsidération du rôle des rendements croissants et des biens intermédiaires (Rotemberg et Woodford, 1992a), ainsi que de la mesure du progrès technique par le résidu de Solow. Ce dernier point revêt une importance toute particulière dans la mesure où le résidu de Solow est considéré par les théoriciens des cycles réels comme une mesure de l'impulsion technologique.

2.1 Pouvoir de marché, rendements croissants et profits

L'existence d'un pouvoir de marché implique la présence de profits positifs lorsque l'on suppose des rendements constants. En reprenant la fonction de production de la section précédente et lorsque les firmes agissent concurrentiellement sur les marchés des facteurs de production, on a

$$\frac{\partial F}{\partial H} = (1 + \mu) \frac{w}{p}$$

$$\frac{\partial F}{\partial K} = (1 + \mu) \frac{r}{p}$$

Par application du théorème d'Euler, il vient

$$pY = (1 + \mu)(wH + rK)$$

avec $\mu > 0$. Ainsi, la rémunération des facteurs de production n'épuise pas le produit, et il existe des « profits purs » positifs. La part des profits dans l'économie est donnée par :

$$\frac{\pi}{Y} = 1 - \frac{1}{(1 + \mu)}.$$

Ainsi, un taux de marge de 15 % donnera une part des profits dans la valeur ajoutée de 13 %. Cette part vaudra 33 % pour un taux de marge de 50 %, et 50 % pour une marge de 100 %.

Si les études empiriques montrent l'existence d'un degré certain de pouvoir de marché, on n'observe pas de tels niveaux des profits dans l'économie. Pour réconcilier ces deux faits, il est nécessaire de lever l'hypothèse de rendements constants. En notant ρ le degré d'homogénéité de la fonction de production, on obtient par application du théorème d'Euler :

$$\rho pY = \mu(wH + rK)$$

et la part des profits dans la valeur ajoutée est donnée par :

$$\frac{\pi}{Y} = 1 - \frac{\rho}{(1 + \mu)}.$$

Les profits sont donc une fonction croissante du pouvoir de marché, mais décroissante de la taille des rendements. Pour $\rho = 1 + \mu$, tout niveau de pouvoir de marché est compatible avec l'absence de profits.

2.2 Fonction de production de valeur ajoutée en présence de taux de marge variables

Rotemberg et Woodford [1992] soulèvent l'important problème du traitement des biens intermédiaires dans les modèles macroéconomiques d'équilibre général. Soit une fonction de production générale à trois facteurs : travail, capital et biens intermédiaires M :

$$q = G(H, K, M).$$

Dans le cadre d'un modèle stylisé, on supposera que M est une quantité de bien final produit par les firmes. Pour un équilibre symétrique de l'économie, le prix du bien final est égal à celui des biens intermédiaires. Dans un cadre de concu-

rence parfaite, il est alors possible de définir une fonction de production de valeur ajoutée F définie par :

$$Y = F(H, K) = \max_M \{G(H, K, M) - M\}.$$

Par simple application du théorème de l'enveloppe, il est facile de constater que le choix optimal de K et H à l'aide de cette fonction F sera le même qu'avec la fonction G . L'utilisation de F comme la « vraie » fonction de production, tel que cela est généralement fait dans la littérature, est donc parfaitement acceptable, et l'on peut faire l'économie de la modélisation des biens intermédiaires lorsque l'on modélise l'économie en concurrence parfaite.

Les choses sont cependant différentes en concurrence monopolistique. En effet, le choix des biens intermédiaires par la firme i se fait de manière à maximiser le critère suivant :

$$\frac{p_i}{p} G(H_i, K_i, M_i) - M_i.$$

Dans la mesure où le prix facturé par la firme i n'est pas indépendant du niveau de la production de bien i , la fonction de demande de bien i va entrer dans le choix de la demande de biens intermédiaires, et nous aurons à l'équilibre symétrique :

$$\frac{\partial G}{\partial M} = 1 + \mu.$$

La demande de biens intermédiaires est ainsi fonction du pouvoir de marché et la fonction de production de valeur ajoutée F ne reflète alors plus les conditions techniques de l'économie, puisqu'elle intègre un élément de structure de marché. En outre, cette fonction de production de valeur ajoutée ne va pas être stable dans le temps si les taux de marge varient. Il n'est donc plus possible de faire abstraction des interdépendances productives lorsque l'on adopte une hypothèse de concurrence imparfaite.

Rotemberg et Woodford [1992] propose une modélisation utilisant une fonction de production Leontieff, modélisation qui permet de définir une fonction de production de valeur ajoutée indépendante du pouvoir de marché. Supposons que la fonction de production est à coefficients techniques fixes de la forme :

$$q_i = \min \left[\frac{F(H_i, K_i)}{1 - s_M}, \frac{M_i}{s_M} \right] \quad (4)$$

où s_M correspond à la part des biens intermédiaires dans la production brute à l'équilibre symétrique. La firme i choisira toujours un niveau de biens intermédiaires $M_i = s_M q_i$ indépendant de son pouvoir de marché, et F sera alors une fonction de production de valeur ajoutée également indépendante du pouvoir de marché.

Une autre implication importante de la présence de biens intermédiaires, même lorsque l'on choisit une technologie de type (4), concerne le biais introduit dans la mesure du pouvoir de marché par l'écart entre prix et productivité marginale des facteurs. Dans une économie sans biens intermédiaires, nous avons à l'équilibre symétrique :

$$p = (1 + \mu)C_m$$

$$\frac{\partial F}{\partial H} = (1 + \mu) \frac{w}{p}$$

$$\frac{\partial F}{\partial K} = (1 + \mu) \frac{r}{p}$$

où C_m représente le coût marginal. Avec une fonction de production de type (4), on obtient les conditions d'optimalité suivantes :

$$p = (1 + \mu)C_m$$

$$\frac{\partial F}{\partial H} = (1 + \mu^*) \frac{w}{p}$$

$$\frac{\partial F}{\partial K} = (1 + \mu^*) \frac{r}{p}$$

avec

$$\mu^* = \frac{\mu}{1 - s_M - \mu s_M}$$

et

$$\frac{\partial \mu^*}{\partial s_M} > 0, \mu^* = \mu \text{ si } s_M = 0.$$

Ainsi, toute augmentation de s_M accroît l'écart entre prix et productivité marginale des facteurs. Une mesure du pouvoir de marché « du côté facteurs », c.-à-d. en mesurant μ , peut conduire à une surestimation du pouvoir de marché si l'on oublie de prendre en compte les biens intermédiaires.

Enfin, un dernier point concerne la pertinence d'un modèle à taux de marge variable à rendre compte des effets d'un choc sur le prix des biens intermédiaires importés ; et plus particulièrement des effets d'un choc pétrolier. Une telle analyse est proposée par Rotemberg et Woodford [1992]. On observe en effet à la suite d'un choc pétrolier une baisse de la valeur ajoutée et une baisse des salaires *déflatés* par le prix de la valeur ajoutée c.-à-d. des salaires réels-coûts de production. En concurrence parfaite, une baisse du salaire réel doit s'accompa-

gner d'une augmentation de la demande de travail, augmentation peu en accord avec les effets observés des chocs pétroliers sur l'emploi. La seule manière d'expliquer ce phénomène en concurrence parfaite est de supposer que le choc pétrolier agit comme un choc technologique négatif, réduisant le salaire réel que les firmes sont disposées à payer pour louer une quantité donnée de travail et provoquant alors une baisse de l'emploi et du produit. Cette analogie entre hausse du prix du pétrole et choc technologique négatif est cependant trompeuse, et l'on peut montrer que la demande de travail, pour un salaire réel *déflaté* de manière adéquate, est indépendante du prix du pétrole, et non fonction décroissante de celui-ci. Seul un modèle de concurrence imparfaite à taux de marge contra-cyclique peut expliquer l'impact fortement négatif d'un choc de prix de l'énergie sur l'activité et le salaire réel *déflaté* par le prix de la valeur ajoutée. L'intuition de ce résultat est assez simple. Reprenons la formulation précédente en y introduisant comme input supplémentaire l'énergie E au prix de p_E :

$$q = \min \left[\frac{F(H, K)}{1 - s_M - s_E}, \frac{M}{s_M}, \frac{E}{s_E} \right]. \quad (5)$$

La valeur ajoutée nominale s'écrit alors

$$((1 - s_M - s_E)p - s_M p_M - s_E p_E)q$$

et le coût marginal

$$(1 - s_M - s_E) \frac{w}{F_H} + s_M p_M + s_E p_E.$$

On a donc l'équation de marge du prix sur le coût marginal

$$p = (1 - s_M - s_E) \frac{w}{F_H} + s_M p_M + s_E p_E.$$

Ainsi, lorsque le prix relatif de l'énergie p_E/p augmente, le salaire réel *déflaté* par le prix de la production w/p doit baisser pour que l'emploi demeure constant. Une réécriture de cette condition permet de mettre en valeur le rôle spécifique de la concurrence imparfaite :

$$((1-s_M-s_E)p-s_Mp_M-s_Ep_E)=(1+\mu)(1-s_M-s_E)\frac{w}{F_H}+\mu(s_Mp_M+s_Ep_E) \quad (6)$$

L'équation (6) montre qu'en concurrence parfaite ($\mu = 0$), le salaire *déflaté* par le prix de la valeur ajoutée ne dépend pas du prix de l'énergie, et n'est donc pas réduit par une augmentation de p_E . La demande de travail, qui dépend de ce salaire réel, n'est donc pas affectée lorsque la concurrence est parfaite. Ainsi, un modèle de concurrence parfaite ne peut expliquer une baisse de la production et de l'emploi que si le salaire réel en terme de valeur ajoutée augmente. En revanche, l'offre de travail dépend du salaire rapporté au prix de la production w/p (qui correspond au prix de la consommation dans ce modèle à un bien produit). Lorsque le taux de marge est supérieur à zéro, une hausse de p_E réduit le niveau de la demande de travail pour un niveau donné de salaire réel en terme de valeur ajoutée (équation 6). Cet effet sera amplifié si le taux de marge est contra-cyclique.

2.3 Contamination du résidu de Solow par les chocs de demande

La mesure du progrès technique proposée par Solow [1957] («*l'accroissement du produit non expliqué par l'accroissement des facteurs de production*») sert de mesure à l'impulsion technologique dans les modèles d'équilibre général simulés proposés par la littérature sur les cycles réels. Depuis la présentation théorique de Hall [1989] sur la «contamination» du résidu de Solow par les chocs de demande en dehors de la concurrence parfaite à rendements constants, des travaux empiriques (Bruno et Reichlin, 1991 ; Langot, 1992 ; Evans, 1992 ; Hairault, 1992b ; Hairault et Portier, 1993a ; Fraïrise et Langot, 1992) ont confirmé la réalité de cette contamination. Mankiw donne très simplement l'intuition de cette contamination :

«L'augmentation du produit associée à la Seconde Guerre mondiale correspond de façon la plus plausible à un choc de demande. De 1939 à 1944, la productivité globale des facteurs a augmenté en moyenne de 7.6 % par an. Comparativement, le taux de croissance de la productivité le plus élevé a été, depuis, de 5.2 % par an. On devrait interpréter ce résultat comme signifiant que le boum économique des années quarante était en fait induit par des chocs d'offre plutôt que par des chocs de demande. Une interprétation plus pertinente est que le résidu de Solow ne constitue pas une bonne mesure, pour des variations sur un horizon court, des possibilités technologiques de l'économie. » (Mankiw, 1989 : 85)

On se place dans le cas où le progrès technique $\{z\}$ est neutre au sens de Harrod, seule forme de progrès technique compatible avec l'existence d'un sentier de croissance équilibrée lorsque les heures travaillées sont bornées supérieurement :

$$Y = F(zH, K).$$

La résidu de Solow (SR) est alors donné par

$$SR = \Delta Y - s_H \Delta H - s_K \Delta K = \Delta z.$$

SR est donc bien ici une mesure de la croissance de la productivité.

Plaçons-nous en concurrence monopolistique avec rendement croissant, et utilisons une fonction de production proposée par Rotemberg et Woodford [1992]a (où F est homogène de degré 1, concave dans chacun de ses arguments et ϕ un coût fixe):

$$q_i = \min \left[\frac{F(zH_i, K_i) - z\phi}{1 - s_M}, \frac{M_i}{s_M} \right].$$

Dans cette configuration, nous aurons

$$\Delta z = \frac{\Delta Y - (1 + \mu)s_H \Delta H - (1 + \mu)s_K \Delta K}{(1 + \mu)s_H}$$

soit

$$\Delta z = \frac{1}{(1 + \mu)s_H} SR - \frac{\mu}{(1 + \mu)s_H} (s_H \Delta H + s_K \Delta K). \quad (7)$$

En l'absence de tout progrès technique ($\Delta z = 0$), une dépense gouvernementale qui implique une augmentation des heures travaillées provoquera d'après (7) une variation positive du résidu de Solow SR . En effet, dans la mesure où il existe une marge positive de la productivité marginale des facteurs sur leur coût, une hausse marginale des heures travaillées augmentera la valeur ajoutée plus qu'elle n'augmentera le coût du travail, et provoquera une croissance du résidu de Solow.

Le tableau 2 présente des résultats de tests de causalité entre résidu de Solow et variables de demande (dépenses publiques et masse monétaire) en France et aux États-Unis. Ces tests montrent clairement la contamination du résidu de Solow (monnaie pour la France, dépenses publiques pour les États-Unis).

TABLEAU 2

TEST DE CAUSALITÉ DES DÉPENSES PUBLIQUES ET DE LA MONNAIE
VERS LE RÉSIDU DE SOLOW

France 1970-90		
	F – Stat	Niveau de Signif.
Dépenses publiques	3.47	.01
Masses monétaire	1.06	.38
États-Unis 1960-90		
	F – Stat	Niveau de Signif.
Dépenses publiques	.08	.98
Masses monétaire	1.92	.10

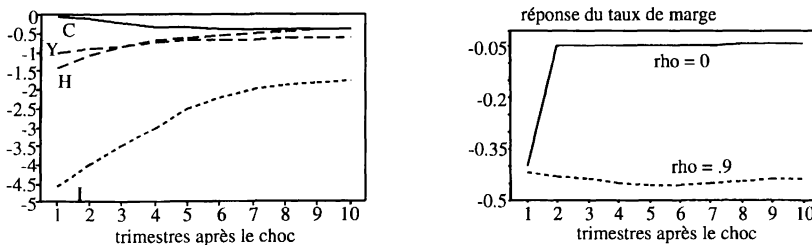
SOURCE: Hairault (1992a)

2.4 Une illustration dans le cas d'un modèle de concurrence monopolistique

Rotemberg et Woodford [1992]a proposent l'examen des réponses de l'économie à un choc exogène et temporaire de taux de marge, dans un modèle de concurrence monopolistique de type Dixit et Stiglitz [1977].

GRAPHIQUE 3

RÉPONSE À UN CHOC POSITIF DE TAUX DE MARGE



SOURCE: Rotemberg et Woodford (1992a)

La figure 3 montre la réponse du salaire réel, de la consommation, du produit et de l'investissement, lorsque le coefficient autorégressif du choc (positif) de taux de marge est égal à .9. Le résultat important concerne la réponse négative du salaire réel et positive du produit, dans la mesure où un choc positif de

taux de marge réduit la demande de travail. Il est également notable que l'élasticité de la consommation est inférieure à celle du produit, elle-même inférieure à celle de l'investissement ; les chocs de taux de marge ne remettent donc pas en cause cette propriété robuste des modèles de concurrence parfaite.

3. COMMENT RENDRE COMPTE THÉORIQUEMENT DES FLUCTUATIONS DES TAUX DE MARGE ?

Une partie de la littérature récente sur les fluctuations macroéconomiques conjoncturelles s'attache à souligner l'importance de la concurrence imparfaite, des fluctuations cycliques des taux de marge et des entrées et sorties de firmes. Ces modèles ont en commun un cadre général emprunté aux premiers modèles de cycles réels. Ce sont en effet de petits modèles d'équilibre général spécifiés, à ménage représentatif vivant une infinité de périodes, en univers stochastique et en anticipations rationnelles. Leur méthode de résolution reprend également celle des modèles de cycles réels (linéarisation, simulations stochastiques⁸).

3.1 *La concurrence imparfaite est nécessaire mais non suffisante à l'existence de taux de marge variables*

Il a été montré dans la seconde section que c'est l'existence de *fluctuations* des taux de marge, et non pas la simple présence de concurrence imparfaite, qui permet une modification radicale des propriétés cycliques de l'économie. Ainsi, comme l'ont montré Cho [1990], Hairault et Portier [1993]a et Hornstein [1993], l'introduction de concurrence imparfaite (oligopolistique ou monopolistique) dans une économie CES, c.-à-d. à taux de marge constants, ne modifie que très marginalement (principalement en terme de variabilité absolue) le comportement cyclique de l'économie relativement au modèle concurrentiel de type King, Plosser et Rebelo [1988].

Il convient cependant de souligner l'influence des coûts fixes sur les fluctuations du marché du travail. Dans une spécification de type $(Y = F(H, K) - \phi)$ (Hornstein, 1993), on obtient à l'équilibre stationnaire la relation :

$$\frac{wH}{Y} = \Omega(Y, \phi)$$

avec $\frac{\partial \Omega}{\partial Y} < 0$ et $\frac{\partial \Omega(Y, 0)}{\partial Y} = 0$. Ainsi, en présence de coûts fixes, la part des salaires dans la valeur ajoutée est contra-cyclique, et sa volatilité est fonction de la taille de ses coûts. Lorsque les coûts fixes sont directement exprimés en terme d'heures travaillées, $Y = F(H - \bar{H}, K)$ (Chatterjee et Cooper, 1993), l'élasticité de la demande de travail au choc technologique, à salaire réel constant, est une fonction décroissante du rapport $\frac{\bar{H}}{H - \bar{H}}$. Cet amortissement des fluctuations des

8. Voir Fairise, Hairault, Langot et Portier [1991] pour une présentation technique.

heures travaillées aggrave alors l'incapacité des modèles de cycles réels à reproduire la variance relative des heures travaillées et de la productivité⁹.

3.2 Les mécanismes d'entrées et sorties de firmes sont-ils orthogonaux aux fluctuations des taux de marge ?

Si l'imperfection de la concurrence n'implique pas *nécessairement* des fluctuations des taux de marge, il en est de même de la présence de mécanismes d'entrées et sorties de firmes, entrées et sorties motivées par l'existence de profits positifs et décroissants dans le nombre de firmes de l'économie. Il est cependant nécessaire de distinguer ici les modèles de concurrence oligopolistique des modèles de concurrence monopolistique à biens différenciés.

En concurrence monopolistique avec biens différenciés, l'entrée d'une firme est synonyme de création d'un nouveau type de bien imparfaitement substituable aux autres. Les conséquences de l'endogénéisation du nombre de firmes dépendent alors des hypothèses concernant la substituabilité entre les biens et la préférence pour la diversité. Pour en rendre compte, il est nécessaire d'utiliser la distinction proposée par Benassy [1993] entre *préférence pour la diversité* (qui mesure le gain d'utilité dérivé du partage d'une quantité de production donnée en n biens relativement à la consommation d'une seule variété de bien) et *degré de substitution* entre les biens. Dans le cadre d'une modélisation CES, une fonction d'utilité générale est donnée par :

$$U = n^{\delta} \left(\sum_{i=1}^n c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}.$$

En se plaçant dans une configuration symétrique ($c_i = \frac{c}{n} \forall i$), l'utilité s'écrit :

$$U = n^{\delta + \frac{\sigma}{\sigma-1}} \frac{c}{n}$$

Lorsque $\delta = 1 - \frac{\sigma}{\sigma-1}$, l'augmentation du nombre de biens ne modifie pas l'utilité du ménage si celui-ci se place toujours dans une situation symétrique. Dans ce cadre de « rendements constants » dans le nombre de biens¹⁰, les entrées et sorties de firmes ne modifient pas sensiblement le comportement cyclique du modèle ; un effet richesse sur les ménages constitue en effet le seul canal de transmission des variations procycliques du nombre de firme (*via* les variations contra-cycliques des profits lorsque les rendements sont croissants).

9. Voir Fairise et Langot [1992] et Fairise, Hénin et Langot [1993] pour une discussion détaillée de ce problème.

10. Cette analogie avec les rendements d'échelle d'une fonction de production est explicite chez Deveureux, Head et Lapham [1993], dans la mesure où l'agrégation de biens intermédiaires en un bien composite offert aux ménages est effectuée par un secteur de production de bien final concurrentiel.

En revanche, pour $\delta > 1 - \frac{\sigma}{\sigma-1}$, l'agrégateur CES " U " possède des « rendements croissants » en n ; pour $n+1$ biens et en consommant $\frac{c}{n+1}$ unités de chaque, l'utilité totale sera supérieure à c . Il existe ainsi une externalité positive liée à la croissance du nombre de firmes dans l'économie : l'augmentation du nombre de firmes (ou de manière équivalente du nombre de biens) augmente l'utilité marginale de chaque bien, et possède ainsi un effet expansionniste sur l'activité. Ce mécanisme est à la base des modèles de Deveureux, Head et Lapham [1993] et Chatterjee et Cooper [1993]. Les mécanismes d'entrées et sorties modifient alors assez fortement la dynamique cyclique de l'économie à la suite de chocs réels. On retrouve alors des effets de la demande agrégée dans ce cadre, dans la mesure où un choc positif de demande accroît les profits, implique des entrées de firmes, et crée ainsi une externalité qui déplace la fonction d'utilité des ménages. L'utilité marginale de tous les biens augmente relativement à celle du loisir. Dès lors, l'offre de travail augmente et le salaire réel est contra-cyclique. Une telle modélisation ne répond alors pas à la question empirique posée initialement, et les taux de marge sont constants¹¹.

Le lien entre variations du nombre de firmes et variations des taux de marge peut être rétabli dès lors que l'élasticité de substitution entre les biens dépend *directement* du nombre de firmes, soit dans une spécification CES:

$$U = n^{\delta} \left(\sum_{i=1}^n c_i^{\frac{\sigma(n)-1}{\sigma(n)}} \right)^{\frac{\sigma(n)}{\sigma(n)-1}}.$$

En spécifiant $\frac{d\sigma}{dn} > 0$, c.-à-d. les biens sont d'autant plus proches substitués qu'ils sont nombreux, on obtient alors un taux de marge décroissant avec le nombre de firmes :

$$\mu = \frac{1}{\sigma(n) - 1}.$$

C'est bien ici l'entrée de firmes dans les phases d'expansion (où le profit est positif) qui réduit les taux de marge et amplifie l'expansion. Les modèles de concurrence spatiale (sur un cercle) à la Salop [1979] permettent d'obtenir ce type de résultat. Plus le nombre de firmes est grand, plus chaque firme est proche de ses deux voisines et plus faible est son pouvoir de monopole. Pagano [1990] développe un modèle macroéconomique reposant sur ces idées, sans toutefois étudier la dynamique de court terme.

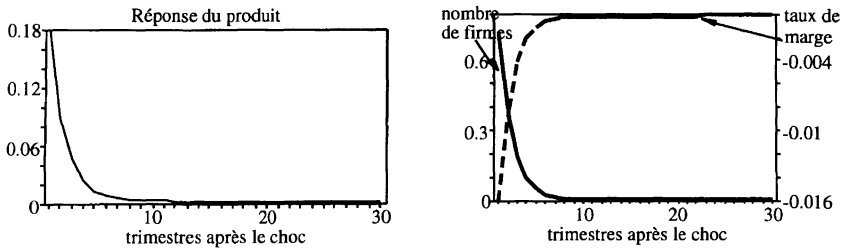
Lorsque l'on modélise l'entrée de firmes sur le marché d'un produit et non plus la création d'un nouveau bien, on établit un lien plus direct entre nombre

11. Notons cependant que la marge d'un indice de prix en terme d'utilité (*utility-based price*) sur le coût marginal est contra-cyclique.

de firmes et taux de marge, en se rapprochant de la spécification *ad hoc* en $\sigma(n)$ proposée plus haut. Une modélisation simple est alors le choix d'un modèle de concurrence oligopolistique à la Cournot. Portier [1993] (Chapitre V) a introduit une hypothèse de libre entrée dans un tel modèle¹². Pour éviter les confusions liées à la présence d'effets richesse dans l'offre de travail, la spécification de la fonction d'utilité des ménages rend l'offre de travail indépendante du revenu. Dès lors, une augmentation des dépenses publiques financée par impôts a un effet récessif sur l'activité économique. On considère alors dans ce modèle purement réel les effets d'une réduction de la pression fiscale permettant une relance de l'activité¹³ (graphiques 4).

GRAPHIQUE 4
RÉPONSE À UN CHOC NÉGATIF D'IMPOSITION DANS UN MODÈLE DE
CONCURRENCE OLIGOPOLISTIQUE AVEC LIBRE ENTRÉE

SOURCE: Portier (1993)



Il apparaît alors clairement une variation contra-cyclique du taux de marge et pro-cyclique du nombre de firmes. Un tel modèle simple, qui permet de retrouver les intuitions de Pigou [1927] et Kalecki [1938], illustre la complémentarité d'une approche expliquant les créations et destructions de firmes avec la modélisation des fluctuations de marges.

3.3 Variations endogènes « mécaniques » des taux de marge

Nous exposons ici trois modélisations dans lesquelles les fluctuations des taux de marge ne sont pas directement liées à des décisions *spécifiques* de marge de la part des firmes.

12. Ce modèle est une version du modèle de Cho [1990] intégrant chocs fiscaux et libre-entrée. Un modèle plus complet avec concurrence monopolistique entre secteurs et concurrence à la Cournot dans chaque secteur est présenté dans Portier [1995].

13. Dans la mesure où les dépenses publiques évincent totalement les dépenses privées et où il n'existe pas d'investissement public, un tel choc correspond à une augmentation instantanée du rapport investissement-produit. On peut donc assimiler un tel choc à un choc d'investissement.

Une première modélisation consiste à introduire un élément de rigidité des prix dans un modèle de concurrence monopolistique de type CES. Cet argument est à la base des résultats statiques de Benassy [1987] et Blanchard et Kiyotaki [1987] et de la littérature sur les effets des *menu costs*. Le modèle de Hairault et Portier [1993] a introduit des coûts d'ajustement quadratiques et permet de produire des variations contra-cycliques des taux de marge. Rappelons que la règle optimale de prix (nominal) est donnée dans un modèle de concurrence monopolistique par

$$p = (1 + \mu)C_m. \quad (8)$$

À prix flexibles, la valeur du taux de marge est constante. La courbe d'offre globale est donc verticale, tandis que la courbe de demande globale est décroissante. À la suite d'un choc technologique, la courbe de coût marginal de l'entreprise se déplace vers le bas, ce qui déplace vers la droite la courbe d'offre : l'entreprise produit alors relativement plus pour un prix relativement plus faible¹⁴, afin d'assurer l'égalité (8). À la suite d'un choc de demande (un choc monétaire pour Hairault et Portier, 1993a), la courbe de demande se déplace vers le haut, la courbe d'offre restant inchangée puisque le taux de marge n'a pas bougé : l'entreprise ne change pas son niveau de production ; l'augmentation du niveau de la demande se traduira uniquement par une élévation du niveau des prix.

En revanche, si les prix sont rigides, la courbe d'offre globale devient croissante avec les prix ; plus les coûts d'ajustement seront élevés, plus la pente de la courbe d'offre sera faible. L'entreprise diminuera son prix, mais moins que dans le cas de flexibilité complète, ce qui augmentera le taux de marge, à la suite d'un choc technologique : la courbe d'offre s'est déplacée vers la droite le long de la courbe de demande. À la suite d'un choc de demande, la courbe de demande se déplace vers le haut le long d'une courbe d'offre qui n'est plus verticale : il se produit à la fois une hausse des prix et du produit. En effet, l'entreprise augmente moins son prix en présence de coûts d'ajustement, ce qui provoque une baisse du taux de marge. Ainsi, les taux de marge fluctueront de façon pro-cyclique à la suite d'un choc d'offre et de façon contra-cyclique à la suite d'un choc de demande.

Une deuxième explication repose sur la présence d'*effets de composition de la demande* dans la fixation des taux de marge. Cette idée est développée par Gali [1991], et repose sur l'existence d'une élasticité de substitution entre les biens différente selon que ces biens sont destinés à la consommation ou à

14. Cet effet négatif sur les prix, positif sur le produit est cependant d'une amplitude plus faible que dans le cas concurrentiel, les profits augmentant dans le cas monopolistique.

l'investissement. Ainsi, dans une économie de concurrence monopolistique à n biens, la consommation et l'investissement sont données par :

$$C = n^{\frac{1}{1-\sigma}} \left(\sum_{j=1}^n c_j \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad \text{et} \quad I = n^{\frac{1}{1-\eta}} \left(\sum_{j=1}^n i_j \frac{\eta-1}{\eta} \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

Dans cette économie, les firmes ne peuvent pas discriminer demande de bien pour consommation et demande de bien pour investissement, et appliquent un prix unique. l'élasticité de la demande adressée à la firme j est alors donnée par :

$$\varepsilon(\lambda_j) = (1 - \lambda_j)\sigma + \lambda_j\eta$$

où λ_j est la fraction de l'investissement dans la demande totale adressée à la firme j . Le taux de marge étant une fonction de l'élasticité de la demande, on comprend aisément que celui-ci soit endogène dans ce modèle. Dans le cas où l'élasticité est plus forte pour l'investissement que pour la consommation, une relance de la demande qui encourage l'investissement réduit le taux de marge et entretient ainsi l'expansion : les taux de marges apparaissent alors contra-cycliques et engendrent un mécanisme multiplicateur. Gali [1991] montre également que dans ce cas, croire en l'expansion peut être auto-réalisateur, puisque l'investissement aujourd'hui (motivé par l'espérance de la croissance demain) engendre l'expansion demain en réduisant les taux de marge. On retrouve ainsi les développements de Keynes concernant l'importance des *animal spirits* dans les décisions d'investissement.

Enfin, une troisième explication de fluctuations endogènes des taux de marge, et qui rejoint par certains points la première en termes de rigidité des prix, utilise une version « rationnements quantitatifs » du modèle de concurrence monopolistique, à la suite de Sneessens [1987]. L'économie est ici composée de micro-marchés isolés à court terme, et les entreprises doivent prendre leurs décisions de prix avant l'observation de chocs micro-économiques. En outre, la quantité de main-d'oeuvre disponible sur un bassin d'emploi et le stock de capital sont fixés à court terme. Dès lors, chaque entreprise peut se retrouver contrainte sur sa main-d'oeuvre, ses débouchés ou son stock de capital. Des hypothèses spécifiques sur la distribution des chocs individuels au sein de l'économie permettent de procéder à une agrégation de ces micro-marchés, et coexistent alors une proportion Π_K de firmes contraintes sur les débouchés (chômage keynésien), Π_C de firmes contraintes sur le stock de capital (chômage classique) et Π_I de firmes contraintes sur le niveau d'emploi (inflation contenue). En notant ε l'élasticité de substitution de la demande, le taux de marge à l'équilibre par :

$$\mu = \frac{1}{\varepsilon \Pi_K - 1}$$

Ainsi, le taux de marge de l'économie est une fonction décroissante de la proportion de firmes contraintes par les débouchés. Les taux de marge varient alors de façon pro-cyclique à la suite d'une modification structurelle de l'économie impliquant une baisse dans la proportion de chômage keynésien. En revanche, les effets d'un choc de demande macroéconomique non anticipé sont ceux d'un modèle avec rigidités nominales : les prix n'augmentent pas relativement au coût marginal, et le taux de marge est contra-cyclique.

3.4 Comportement *forward* des firmes et endogénéisation du taux de marge

Les mécanismes évoqués dans la section précédente reposent sur un comportement relativement myope des firmes. On suppose en effet un nombre de firmes endogène et déterminé par une condition de profit nul à long terme. Dans la dynamique de court terme, c'est l'existence d'un profit positif aujourd'hui qui motive une entrée *instantanée*.

Un mécanisme plus réaliste doit faire intervenir l'espérance de la somme actualisée des profits agrégés futurs (notée X) dans le comportement actuel de la firme en matière de taux de marge. Une première modélisation (Rotemberg et Woodford, 1992c) fait dépendre les fluctuations des taux de marge d'une collusion implicite entre firmes en concurrence oligopolistique, sur la base d'un jeu développé par Rotemberg et Saloner [1986]. Le modèle possède deux niveaux d'agrégation : m secteurs ou industries en concurrence monopolistique et au sein de chaque secteur, n firmes en concurrence oligopolistique. Dans la mesure où les biens sont très proches substitués *au sein de chaque secteur*, un cartel se forme pour éviter une tarification trop proche du coût marginal. La collusion est *implicite* dans la mesure où aucun contrat écrit ne peut être signé entre les firmes. Un des équilibres du jeu dynamique¹⁵ correspond à une tarification supérieure au coût marginal (et donc à un taux de marge positif), avec la menace de guerre des prix pour toujours pour toute entreprise qui violerait cet accord en baissant son prix (cette punition revient *de facto* à exclure la firme du marché). On montre alors que le taux de marge est une fonction croissante du rapport de l'espérance de la somme actualisée des profits futurs à l'activité aujourd'hui :

$$\mu = \mu\left(\frac{X}{Y}\right), \quad \frac{d\mu}{d\frac{X}{Y}} > 0.$$

15. Cet équilibre est choisi par Rotemberg et Woodford [1992]c comme le meilleur équilibre symétrique c.-à-d. comme celui qui maximise l'espérance de la somme actualisée des profits futurs de chaque firme d'une industrie, étant donné le comportement dans les autres industries.

En effet, un accroissement de X/Y correspond à une augmentation de la punition (je suis exclue du marché et je perd X) relativement aux ventes possibles aujourd'hui (Y). Dans ce cas, chaque firme peut pratiquer un prix plus élevé sans craindre une déviation d'un concurrent. Un tel modèle permet ainsi de rendre compte de variations contra-cycliques des taux de marge.

Rotemberg et Woodford [1991]b développent également un modèle de marché de clientèle dans l'esprit de Phelps et Winter [1970]. Ce modèle permet également de rendre compte de fluctuations cycliques des taux de marge. En effet, les consommateurs des *marchés de clientèle* valorisent d'autant plus un bien aujourd'hui qu'ils en ont consommé hier. Dès lors, une entreprise qui réduit son prix augmente sa clientèle aujourd'hui et accroît sa clientèle pour demain. On obtient alors également une relation entre le taux de marge et le rapport X/Y , mais le signe de cette relation est inversé :

$$\mu = \mu\left(\frac{X}{Y}\right), \quad \frac{d\mu}{d\frac{X}{Y}} < 0$$

Ici, une augmentation des profits futurs incite les firmes à réduire leur prix aujourd'hui pour accroître leur part de marché (et donc de profit) demain.

On a donc ici deux modèles permettant de rendre compte de fluctuation des taux de marge et qu'il est possible de tester l'un contre l'autre.

Un troisième modèle qu'il serait nécessaire de développer explicitement utiliserait un comportement de prix limite (*limit pricing*) pour rendre compte des fluctuations des taux de marge. Chaque firme installée a en effet intérêt à réduire son prix (et son taux de marge) en période d'expansion, afin d'empêcher (ou de limiter) l'entrée de nouveaux concurrents, dans un environnement où l'élasticité de la demande est une fonction croissante du nombre de firmes. Dans un tel cadre, il serait alors possible d'expliquer un comportement contra-cyclique des taux de marge et une certaine rigidité des prix.

4. FLUCTUATIONS DES TAUX DE MARGE: MESURES ET TESTS

Le taux de marge sur le coût marginal n'est pas une variable directement observable par l'économiste. Il est donc nécessaire d'adopter un *a priori* théorique pour en proposer une mesure, ou pour juger de la pertinence d'une hypothèse de fluctuation du pouvoir de marché.

Une première approche consiste à montrer qu'un modèle à taux de marge variable permet de rendre compte de certains faits stylisés du cycle économique (Rotemberg et Woodford, 1992c ; Hairault et Portier, 1993a). Une seconde approche consiste à proposer une véritable mesure soit du *niveau moyen* du taux de marge pour montrer la pertinence de l'hypothèse de pouvoir de marché, soit des *fluctuations* de celui-ci pour juger de son caractère pro ou contra-cyclique. On peut alors tester les prédictions de théories alternatives de l'endogénéisation des fluctuations des taux de marge.

4.1 *Validation des modèles à taux de marge variables*

La construction de petits modèles d'équilibre général calculables permet la comparaison des résultats de simulation de ces modèles avec les caractéristiques du cycle économique, mesurées par ses moments d'ordre deux, selon la tradition inaugurée par la théorie des cycles réels. Ces modèles permettent également de calculer des fonctions de réponses à un choc exogène, et de les comparer à des réponses estimées, par exemple à partir d'un VAR.

Rotemberg et Woodford [1992]c calculent une innovation de dépenses militaires américaines (considérées comme un véritable choc de demande non corrélié au progrès technologique), et estiment la réponse des heures travaillées et du salaire réel à un tel choc. Ils comparent ensuite cette réponse à celle donnée par leur modèle théorique de collusion implicite, ainsi que celle d'un modèle de concurrence parfaite.

Il apparaît clairement que seul le modèle à taux de marge variables (collusion) permet de rendre compte d'une augmentation conjointe du salaire réel et des heures travaillées (graphique 5).

Les prédictions d'un modèle à taux de marge variables peuvent également s'évaluer en réalisant des simulations stochastiques. Ainsi, les résultats de Hairault et Portier [1993]a sur l'économie américaine montrent que la présence de taux de marge endogènes (impliquée par la présence de coûts d'ajustement de prix) améliore le modèle relativement à un modèle à taux de marge constant (tableau 3)¹⁶.

16. Les variables sont prises en écart à leur tendance Hodrick-Prescott, x représente la productivité du travail, inf l'inflation et M la masse monétaire. E.T. représente l'écart-type.

GRAPHIQUE 5

RÉPONSES DES HEURES TRAVAILÉES ET DU SALAIRE RÉEL À UN CHOC DE DEMANDE

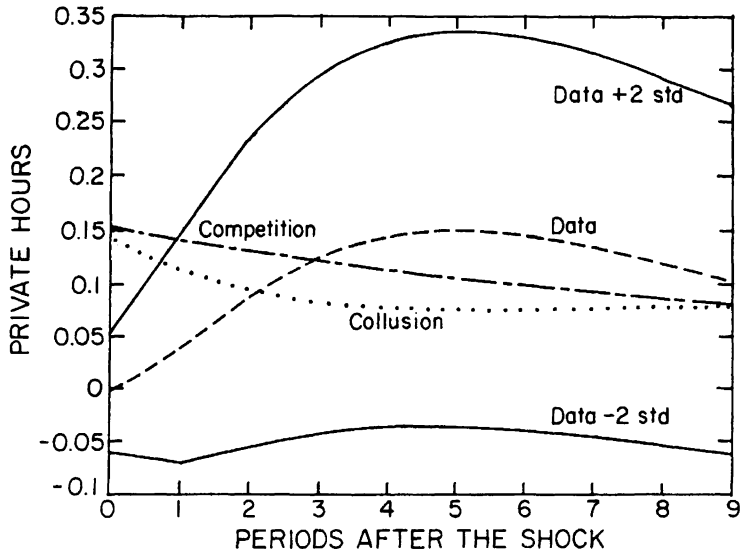


FIG. 2.—Response of private hours to a military spending shock

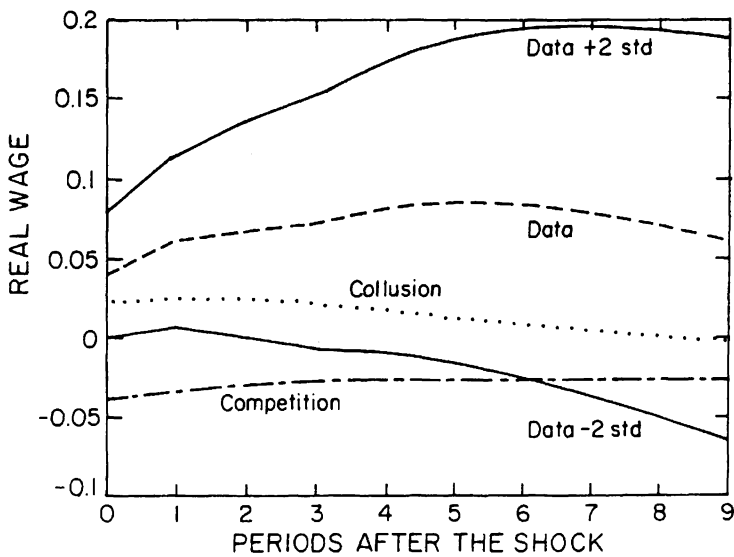


FIG. 3.—Response of real wages to a military spending shock

TABLEAU 3

SIMULATIONS STOCHASTIQUES D'UN MODÈLE DE CONCURRENCE
MONOPOLISTIQUE AVEC ET SANS RIGIDITÉS NOMINALES
(MODÈLE ÉTALONNÉ SUR LES ÉTATS-UNIS)

Modèles avec rigidités nominales (taux de marge variable)									
Série	\hat{y}	\hat{c}	\hat{i}	\hat{h}	\hat{x}	\hat{w}	$\hat{\mu}$	\hat{M}	$\hat{\inf}$
E.T	1.86	.58	9.06	1.63	.94	.77	2.53	1.60	1.22
E.T./E.T.(\hat{y})	1	.31	4.88	.88	.50	.41	1.37	.86	.66
Autocor. ordre 1	.56	.76	.46	.21	.48	.76	-.03	.82	-.00
Cor. avec \hat{y}	1	.80	.97	.86	.46	.82	-.38	.1	.36
Cor. avec \hat{h}	-	-	-	-	-.03	.45	-	-	-
Modèle sans rigidités nominales (taux de marge fixe)									
Série	\hat{y}	\hat{c}	\hat{i}	\hat{h}	\hat{x}	\hat{w}	$\hat{\mu}$	\hat{M}	$\hat{\inf}$
E.T	2.05	.71	9.31	1.24	.94	.94	-	1.65	1.31
E.T./E.T.(\hat{y})	1	.34	4.54	.60	.45	.45	-	.81	.64
Autocor. ordre 1	.69	.77	.67	.68	.77	.77	-	.83	-.01
Cor. avec \hat{y}	1	.92	.98	.95	.92	.92	-	.0	-.22
Cor. avec \hat{h}	-	-	-	-	-.76	.76	-	-	-
Données trimestrielles américaines 1959-1990									
Variable	\hat{y}	\hat{c}	\hat{i}	\hat{h}	\hat{p}	\hat{w}	$\hat{\mu}$	\hat{M}	$\hat{\inf}$
E.T	1.76	1.28	8.47	1.42	.89	.93	-	1.27	.39
E.T./E.T.(\hat{y})	1	.72	4.81	.80	.50	.52	-	.72	.22
Autocor. ordre 1	.85	.86	.81	.84	.52	.83	-	.72	.24
Cor. avec \hat{y}	1	.81	.90	.86	.59	.34	-	.36	.18
Cor. avec \hat{h}	-	-	-	-	.10	.20	-	-	-

SOURCE: Hairault et Portier (1993a)

Le modèle permet de rendre compte de la corrélation positive entre heures travaillées et productivité du travail, nulle entre heures travaillées et salaire réel. En outre, cette dernière corrélation est positive à la suite d'un choc de demande (ici un choc d'offre de monnaie). Le taux de marge apparaît également comme contra-cyclique, ce qui montre la prédominance des chocs de demande dans le comportement de court terme du modèle.

4.2 Mesure des taux de marge et de leurs fluctuations

Nous nous centrons ici sur les études agrégées concernant les taux de marge. Une grande partie de la littérature empirique étudie en effet les mesures de pouvoir de marché au niveau de chaque industrie. Les résultats apparaissent nettement en faveur de l'existence de rendements croissants et de pouvoir de marché (Hall, 1988), et les taux de marge apparaissent en général contra-cycliques (Bils, 1987 ; Morrison, 1989 ; Morrison, 1990), bien que Domowitz, Hubbard et Petersen [1987] montrent que les marges sur coût moyen sont plutôt pro-cycliques dans les industries très concentrées.

Ces résultats illustrent la difficulté d'une mesure du taux de marge sur le *coût marginal*. La contamination du résidu de Solow par un choc de demande, si elle est la conséquence d'une imperfection de la concurrence, permet de mesurer le niveau moyen des taux de marge. Hall [1988] propose en effet de mesurer μ comme la valeur permettant l'indépendance du résidu de Solow à un choc de demande d_t c.à-d.

$$\text{cov}(d_t, \Delta Y_t - (1 + \mu)s_K k_t - (1 + \mu)s_H h_t) = 0$$

La valeur μ^* vérifiant

$$1 + \mu^* = \frac{\sum_t d_t \Delta Y_t}{\sum_t d_t (s_K k_t + s_H h_t)}$$

est alors une mesure du taux de marge moyen. Hall estime ainsi une valeur de l'ordre de 80 % aux États-Unis.

Rotemberg et Woodford [1991] proposent une estimation des *fluctuations* des taux de marge autour de l'équilibre stationnaire de l'économie (notées $\hat{\mu}$), équilibre où le taux de marge est donné par μ^* . Dans un modèle où la fonction de production de valeur ajoutée s'écrit

$$F(z(H-\bar{H}), K)$$

les fluctuations du taux de marge sont données par :

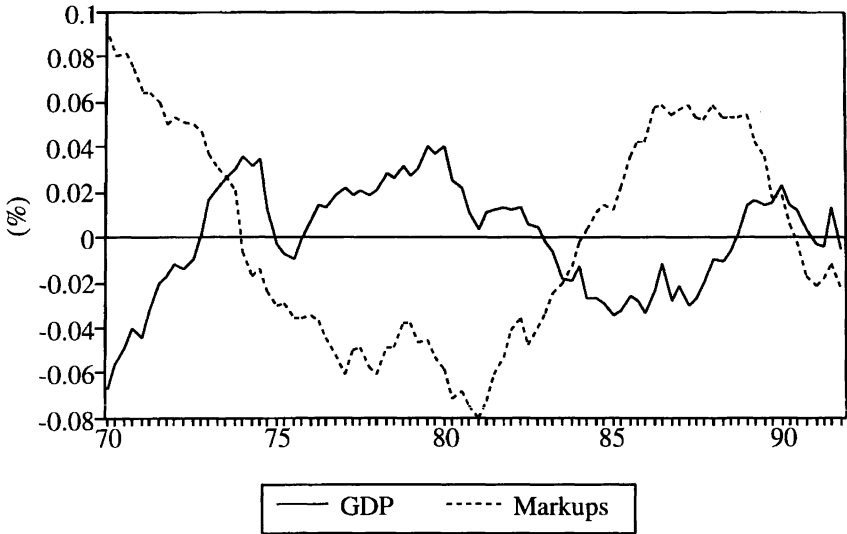
$$\hat{\mu}_t = \frac{e - (1 + \mu^*)s_K}{e - e(1 + \mu^*)s_K} \hat{y}_t + \frac{(1 - e)(1 + \mu^*)s_K}{e - e(1 + \mu^*)s_K} \hat{k}_t - \frac{(1 + \mu^*)s_H}{1 - e(1 + \mu^*)s_K} \hat{h}_t - \hat{w}_t$$

où e est l'élasticité de substitution capital-travail. Les résultats de Rotemberg et Woodford [1991] montrent clairement le caractère contra-cyclique des taux de marge ainsi calculés. Cette contra-cyclicité n'est pas le propre des États-Unis, et Portier [1995] obtient des résultats similaires sur données françaises (figure 6¹⁷).

17. Sur ce graphique, le PNB est pris en écart relatif à une tendance linéaire et les fluctuations des taux de marge ont été normalisées pour être comparables à celles du PNB.

GRAPHIQUE 6

VARIATIONS CYCLIQUES DES TAUX DE MARGE ET DU PNB
(FRANCE, 1970-1991) DONNÉES TRIMESTRIELLES



SOURCE: Portier (1995)

4.3 Quelques tests de théories des fluctuations endogènes de taux de marge

Gali [1991] et Rotemberg et Woodford [1991] proposent une confrontation des prédictions de modèles théoriques d'endogénéisation des taux de marge avec les faits.

Selon le modèle de Gali intégrant des effets de composition de la demande et une plus grande élasticité de la demande d'investissement, la part de la demande adressée à un secteur qui représente de l'investissement pour un autre secteur (λ_i pour le secteur i) doit exercer un effet négatif sur le niveau du taux de marge dans ce secteur. En utilisant des tableaux d'entrées-sorties, Gali estime λ_i pour l'ensemble des industries du secteur manufacturier américains et propose la régression :

$$\mu_i = a + b\lambda_i$$

Le coefficient b apparaît bien négatif, mais peu significatif. Un deuxième exercice sur séries chronologiques agrégées est proposé, et Gali estime l'équation suivante :

$$\mu_t = a + b\lambda_t + c\hat{y}_t + d\hat{h}_t$$

où les heures travaillées et le produit sont pris en écart à leur tendance Hodrick-Prescott. Le coefficient c apparaît significativement négatif, ce qui confirme le caractère contra-cyclique des taux de marge. b est également significativement négatif, corroborant ainsi l'hypothèse retenue par Gali d'une élasticité forte de la demande d'investissement.

Rotemberg et Woodford [1991] se livrent à un exercice plus spécifique de test des prédictions de modèles alternatifs de fluctuations endogènes des taux de marge, en estimant sur séries chronologiques l'équation :

$$\hat{\mu}_t = a\hat{x}_t + b\hat{y}_t$$

où \hat{x} représente les fluctuations de la somme actualisée des profits agrégés futurs, et est construit à partir d'une mesure du q de Tobin. Les résultats de l'estimation sur données américaines donnent un coefficient a significativement positif et un coefficient b significativement négatif. Ainsi, les taux de marge sont contra-cycliques dans le cycle. En outre, le modèle de marché de clientèle (qui prévoit $a < 0$) et les explications statiques des fluctuations des taux de marge ($a = 0$) sont rejetés. Le modèle de collusion implicite apparaît alors comme donnant des prédictions conformes à la réalité.

CONCLUSION

Il apparaît au terme de ce papier que la modélisation des fluctuations endogènes des taux de marge est un problème distinct de la présence d'entrées et sorties de firmes, de l'existence de concurrence imparfaite et de rendements croissants. Il nous semble que la littérature sur le sujet a montré l'intérêt potentiel d'une telle approche. Pour notre part, deux extensions nous apparaissent envisageables. Théoriquement, nous souhaiterions proposer une articulation « comportement de marges-rigidités de prix » reposant sur des effets moins « mécaniques » que ceux mis en oeuvre par Hairault et Portier [1993]a. À ce titre, la littérature en économie industrielle sur le *limit pricing* peut être une source d'inspiration féconde, en précisant les interactions entre les entrées-sorties de firmes et l'évolution des taux de marge. Une première démarche dans cette direction est envisagée dans Portier [1995]. Empiriquement, une procédure d'estimation d'un modèle d'équilibre général simulé, telle qu'elle est développée par Christiano et Eichenbaum [1992], Burnside, Eichenbaum et Rebelo [1992] et Fève et Langot [1992] (méthode des moments généralisée) doit permettre de proposer une évaluation plus formelle des prédictions d'un modèle à fluctuations endogènes des taux de marge.

BIBLIOGRAPHIE

- BEC, F., et HAIRAULT, J.O. (1991), *Une étude empirique des sources de fluctuations économiques dans le cadre d'un modèle à tendances communes*, Document de travail 91-13, M.A.D. Université de Paris I, Mai. À paraître dans les *Annales d'Economie et de Statistiques*.
- BENASSY, J.P. (1987), « Imperfect Competition, Unemployment and Policy », *European Economic Review* 31(1/2):417-426, Février-Mars.
- BENASSY, J.P. (1993), *Taste for Variety and Optimum Production Patterns in Monopolistic Competition*, mimeo, CEPREMAP, Juillet.
- BILS, M. (1987), « The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price », *American Economic Review* 77(5):838-854, Décembre.
- BLANCHARD, O.J., et KIYOTAKI, N. (1987), « Monopolistic Competition and the Effect of Aggregate Demand », *American Economic Review* 77(4):647-666, Septembre.
- BLANCHARD, O.J., et QUAH, D. (1989), « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review* 79(4):655-673, Septembre.
- BRUNO, C., et PORTIER, F. (1993), *Macroeconomic Fluctuations in an Open Economy: How Well Does the Mundel-Fleming Model Fit the Postwar French Data*, Document de travail, CEPREMAP, MAD Paris I et OFCE, Mars.
- BRUNO, C., et REICHLIN, L. (1991), « Mesure de la productivité et fluctuations économiques », *Observations et diagnostics économiques* 35:57-76.
- BURNSIDE, C., EICHENBAUM, M., et REBELO, S. (1992), « Labor Hoarding and the Business Cycle », *Journal of Political Economy*, 101(2).
- CHATTERJEE, S., et COOPER, R. (1993), *Entry and Exit, Product Variety and the Business Cycle*, Document de travail, Federal Reserve Bank of Philadelphia and Boston University, Juin.
- CHO, J. (1990), *Real Business Cycle and Market Structure*, Document de travail, Western Ontario University.
- CHRISTIANO, L., et EICHENBAUM, M. (1992), « Current Real Business Cycle Theories and Aggregate Labor Market Fluctuations », *American Economic Review* 82(3):430-450, Juin.
- DE LA CROIX, D. (1992), *Union-Firm Bargaining and Equilibrium Unemployment in Quantity Taioning Models*, Thèse, IRES - Université Catholique de Louvain.
- DEVEUREUX, M., HEAD, A., et LAPHAM, B. (1993), *Exit and Entry, Increasing Returns to Specialization and Business Cycles*, Document de travail, University of British Columbia and Queen's University, Juin.
- DIXIT, A., et STIGLITZ, J. (1977), « Monopolistic Competition and Product Diversity », *American Economic Review* 67(3):297-308, Juin.

- DOMOWITZ, I., HUBBARD, R., et PETERSEN, B. (1987), « Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing », *Review of Economics and Statistics* 70(1):55–66, Février.
- DUNLOP, J. (1938), « The Movements of Real and Money Wages Rates », *Economic Journal* 48 :413–434, Septembre.
- EVANS, C. (1992), « Productivity Shocks and Real Business Cycles », *Journal of Monetary Economics* 29(2):191–208, Avril.
- FAIRISE, X., et LANGOT, F. (1992), *Labor Productivity and Business Cycles : Can RBC Models be saved ?* Mimeo, Université de Paris I.
- FAIRISE, X., HAIRAUT, J.O., LANGOT, F., et PORTIER, F. (1991), *Ecriture et résolution du modèle canonique des cycles réels*, Document de Travail 92-30, Ecomath. Université de Paris I.
- FAIRISE, X., HÉNIN, P.Y., et LANGOT, F. (1993), « Les modèles de cycle réel peuvent-ils expliquer les fluctuations de l'emploi et de la productivité ? », *Économie et Prévision* 106 :23–40.
- FÈVE, P., et LANGOT, F. (1992), *Estimation du modèle de croissance néoclassique et test de ses propriétés cycliques sur données françaises*, Document de travail 92-62, Macroéconomie et Analyse des Déséquilibres. Université de Paris I.
- GALI, J. (1992), *Monopolistic Competition, Business Cycles, and the Composition of Aggregate Demand*, Document de travail, Columbia University, révisé août.
- HAIRAUT, J.O., et PORTIER, F. (1993), « Money, New-Keynesian Macroeconomics and the Business Cycle », *European Economic Review* 37(8):1533–1568, Décembre.
- HAIRAUT, J.O., et PORTIER, F. (1993), « Monnaie et inflation dans un modèle de cycles réels », *Recherches Économiques de Louvain* 59(4):427–61.
- HAIRAUT, J.O. (1992), *Le rôle de la monnaie dans les fluctuations économiques : évaluation empirique et fondements théoriques*, Thèse pour le doctorat en science économique, CEBI et MAD Paris I.
- HAIRAUT, J.O. (1992), *Tests empiriques sur l'exogénéité supposée du résidu de Solow*, Document de travail 10, C.E.B.I. Université de Paris I.
- HALL, R. (1988), *Increasing Returns : Theory and Measurement with Industry Data*, Document de travail, Hoover Institution and Dpt.of Economics, Stanford University and NBER, Septembre.
- HALL, R. (1989), *Invariance Properties of Solow's Productivity Residual*, Document de travail 3034, National Bureau of Economic Research, Juillet.
- HORNSTEIN, A. (1993), « Monopolistic Competition, Increasing Returns to Scale, and the Importance of Productivity Shocks », *Journal of Monetary Economics* 31 :299–316.
- KALECKI, M. (1938), « The Determinants of Distribution of the National Income », *Econometrica*.

- KEYNES, J.M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan, traduction française 1968, Petite Bibliothèque Payot, Paris.
- KEYNES, J. (1939), «Relative Movements in Real Wages and Output», *Economic Journal*: 34–51.
- KING, R., PLOSSER, C. et REBELO, S. (1988), «Production, Growth and Business Cycles I», *Journal of Monetary Economics* 21(2/3):196–232, Mars-Mai.
- KIYOTAKI, N. (1985), *Macroeconomics of Monopolistic Competition*, thèse de Ph.D., Harvard University, Cambridge, Mass.
- KYDLAND, F., et PRESCOTT, E. (1982), «Time to Build and Aggregate Fluctuations», *Econometrica* 50(6):1345–1370, Novembre.
- LAFFARGUE, J.P., MALGRANGE, P., et PUJOL, T. (1990), *Une maquette trimestrielle de l'économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique*, Document de travail, CEPREMAP, Avril, Rapport de contrat pour le Commissariat Général au Plan.
- LANGOT, F.(1992), «Composantes sectorielles et nationales dans l'évolution du résidu de Solow», *Annales d'Économie et Statistiques* 24:133–154, Octobre-Décembre.
- LUCAS, R. (1987), *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell, Oxford.
- MANKIW, G. (1989), «Real Business Cycles: a New Keynesian Perspective», *Journal of Economic Perspectives* 3(3):79–90, été.
- MORRISON, C. (1989), *Markup Behavior in Durable and Nondurable Manufacturing: A Production Theory Approach*, Document de travail 2941, National Bureau of Economic Research, Avril.
- MORRISON, C. (1990), *Market Power, Economic Profitability and Productivity Growth Measurement: an Integrated Structural Approach*, Document de travail 3355, National Bureau of Economic Research, Mai.
- PAGANO, M. (1990), «Imperfect Competition, Underemployment Equilibria and Fiscal Policy», *Economic Journal* 100:440–463, Juin.
- PHELPS, E., et WINTER, S. (1970), «Optimal Price Policy under Atomistic Competition», in PHELPS E., éditeur, *Microeconomic Foundation of Employment and Inflation Theory*, W.W.Norton and Co, New-York.
- PIGOU, A.C. (1927), *Industrial Fluctuations*, MacMillan, Londres.
- PORTIER, F. (1993), *Les rigidités de prix dans les fluctuations macroéconomiques*, Thèse pour le doctorat en science économique, Université de Paris I.
- PORTIER, F. (1995), «Business Formation and Cyclical Markups in the French Business Cycle», *Annales d'Économie et de Statistique* 37/38, à paraître.
- ROTEMBERG, J., et SALONER, G. (1986), «A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms», *American Economic Review* 76:390–407, Juin.
- ROTEMBERG, J., et WOODFORD, M. (1991), «Mark-up and the Business Cycle», In *NBER Macroeconomics Annual* MIT Press.

- ROTEMBERG, J., et WOODFORD, M. (1992), *Dynamic General Equilibrium Models with Imperfectly Competitive Product Markets*, Document de travail, MIT and University of Chicago, Novembre.
- ROTEMBERG, J., et WOODFORD, M. (1992), *Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity*, Document de travail, MIT and University of Chicago.
- ROTEMBERG, J., et WOODFORD, M. (1992), « Oligopolistic Competition and the Effect of Aggregate Demand on Economic Activity », *Journal of Political Economy* 100(6):1153–1207.
- SALOP, S. (1979), « Monopolistic Competition with Outside Good », *Bell Journal of Economics* 10:141–156.
- SNEESSENS, H. (1987), « Investment and the Inflation-Unemployment Tradeoff in a Macroeconomic Rationing Model with Monopolistic Competition », *European Economic Review* 31:781–815.
- SOLOW, R. (1957), « Technical Change and the Aggregate Production Function », *Review of Economics and Statistics* 39(3):312–320, Août.
- STARTZ, R. (1989), « Monopolistic Competition as Foundation for Keynesian Macroeconomic Models », *Quarterly Journal of Economics* 104:737–752, Novembre.
- TARSHIS, L. (1939), « Changes in Real and Money Wages », *Economic Journal* 49:150–154, Mars.